心理学报 2023, Vol. 55, No. 11, 1–15
Acta Psychologica Sinica

https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2023.001

视频咨询不会削弱咨询效果：来自与线下面询比较的证据*

孙启武[1,2] 王之焕[1] 任志洪[1,2] 于丽霞[1,2] 吴才智[1,3]

([1]华中师范大学心理学院; [2]青少年网络心理与行为教育部重点实验室; [3]人的发展与心理健康湖北省重点实验室, 武汉 430079)

摘 要 在新冠疫情背景下, 许多心理咨询从线下面询转向了视频咨询, 由此引发的问题是：与线下面询相比, 视频咨询是否会削弱咨询效果？在高校咨询中心的自然情境下, 使用随机截距交叉滞后模型, 比较了视频咨询和线下面询条件下, 工作同盟与咨询效果的相互影响及其差异。结果发现, 在组内水平, 两种条件下工作同盟与咨询效果的相互预测关系无显著性差异。前六次会谈中, 仅第一次和第四次会谈结束后, 视频咨询组工作同盟水平显著低于线下面询组; 其余会谈结束后, 两组工作同盟水平无显著性差异。结案时, 两组在咨询效果上无显著性差异。结论是视频咨询和线下面询类似, 能建立相对稳固的工作同盟, 从而降低症状水平。这为后疫情时代应用视频咨询的有效性提供了新的证据。

关键词 视频咨询, 线下面询, 工作同盟, 咨询效果, 随机截距交叉滞后模型

分类号 R395

1 前言

自新冠疫情爆发以来，心理咨询行业一个引人瞩目的变化是越来越多的从业者开始采用视频咨询。视频咨询扩大了专业咨询师提供心理健康服务的地域范围。一方面，视频咨询有利于调集发达地区的优势专业资源，服务于全国各地的寻求专业服务者。另一方面，视频咨询也可以让来自全国的专业人员服务于特定地域的求助者(例如，高校大学生日益增加的心理健康服务需求；或在公共危机情形下某地突出的心理健康服务需求等)。寻求专业服务者和专业服务提供者往往习惯于传统的线下面询 (线下面对面的心理咨询) 模式。在面对这一转变时，人们一个显而易见的疑问就是，视频咨询是否会削弱咨询效果？鉴于视频咨询具有巨大的便利性优势，对此问题的回答既具有重要的现实意义，也可在视频咨询条件下检验心理咨询的效果及其机制。

1.1 视频咨询的特征

视频咨询是在线或远程心理咨询的一种，指专业咨询师通过计算机和互联网为当事人提供的心理咨询服务(Richards & Viganò, 2012)。视频咨询通常的做法是利用某种视频会议系统，使咨询师和当事人能够实时看到和听到彼此。除“远程”这一特点之外，视频咨询其它方面都与线下面询相同，是与线下面询最接近的、也是最常用的在线咨询方式之一。可以将视频咨询看成一种特殊的“面对面咨询”：借助视频会议的形式，双方不但能看到对方，还能看到自己的画面。与线下面询相比较，视频咨询最大的优势是其便利性，能够克服空闲时间较少、行动受限以及寻求帮助时感到耻辱等困难(Rochlen et al., 2004)。在新冠疫情背景下，居家隔离、保持社交距离成为常态，激增的心理服务需求使得视频咨询成为新的趋势。美国一项调查显示，

收稿日期: 2022-11-16
* 国家社会科学基金重大项目资助(编号: 22&ZD187)。
孙启武和王之焕为共同第一作者。
通信作者: 于丽霞, E-mail: yulixia@mail.ccnu.edu.cn; 吴才智, E-mail: dsxq888@126.com

新冠疫情爆发后短短 2 周内, 3038 名咨询师中使用远程心理咨询的比例从 29%上升至 83%, 其中 88%的咨询师提供了视频咨询服务(Sammons et al., 2020)。

其次, 视频咨询的某些特征能够促进良好咨询关系的建立。例如, 通过轮流发言减缓互动、促进情绪觉察; 双方都有自己的独立空间, 当事人知道他们可以把音量调大或调小, 把咨询师图像放大或缩小, 从而增强他们的控制感(Simpson & Reid, 2014)。有证据表明对一些当事人而言, 在视频咨询中与咨询师保持一定的距离, 能缓解他们的压力, 增强安全感。例如, 对谈论自己的问题感到羞耻的贪食症患者(Simpson et al., 2005), 希望获得高控制感的广泛性焦虑症患者(Watts et al., 2020)等。

与线下面询相比较, 视频咨询的主要劣势是会遗漏一些非言语线索, 对及时和准确感知情绪信息有所妨碍。例如, 双方不能进行直接的眼神交流, 看不到画面以外的肢体语言(Thompson-de Benoit & Kramer, 2020); 咨访双方直接接触的对象是电脑屏幕而非人, 因而无法体会线下面询中的温暖感(Leibert & Archer, 2006)等。此外, 网络通信的响应延迟、连接不稳定以及音画不同步等问题也会影响双方交流体验(Markowitz et al., 2021)。这些特点都会对咨询过程和咨询效果产生潜在的不利影响(Fernández-Álvarez & Fernández-Álvarez, 2021)。

1.2 视频咨询的效果

目前的元分析结果都支持视频咨询的有效性(Fernandez et al., 2021; Matsumoto et al., 2021; Norwood et al., 2018)。例如, Norwood 等人(2018)通过元分析(纳入研究数 $n = 12$, 总被试数 $N = 343$)发现, 采用认知行为疗法的视频咨询在缓解症状效应上毫不逊色于线下面询(标准化均数差, standardized mean difference [SMD] = −0.03)。Matsumoto 等人(2021)对 16 项随机对照研究($N = 1745$)进行元分析发现, 通过视频会议进行的认知行为治疗对精神障碍患者有效(Hedge's $g = -0.49$)。另一项元分析纳入了 56 项组内研究($N = 1681$)和 47 项组间研究($N = 3564$), 结果发现求助者在视频咨询后的改善具有大的效应量(Hedge's $g = 0.99$); 进行偏倚修正后, 仍然有中等的效应量(Hedge's $g = 0.54$), 并且视频咨询与线下面询的咨询效果没有差异(Hedge's $g = 0.01$) (Fernandez et al., 2021)。

1.3 视频咨询的作用机制

文献中, 关于视频咨询作用机制的讨论非常少。由于视频咨询与线下面询仅在形式上有所不同, 因此, 我们设想, 视频咨询与线下面询的作用机制基本相同。关于咨询效果的作用机制, 概而言之, 有两种基本假说。一是“流派说”, 例如经典精神分析认为无意识的心理冲突是神经症的根本原因, 治疗的重点在于使无意识过程意识化; 行为主义流派认为症状行为是学习的产物, 可以通过条件作用使之消失; 人本主义流派则认为产生心理困扰的原因是对机体经验的否认和歪曲, 建立良好的助长性条件(如好的咨询关系)能促进对机体经验的“真诚”体验, 从而缓解心理困扰(江光荣, 2012), 等等。

二是共同要素说。共同要素说的基本观点是在不同治疗流派中存在一些共有成分, 如固定的场所、有一套针对心理困扰的理论和干预方法、稳定且有力的支持性关系等, 是这些共有成分促进了治疗性改变。在元分析的基础上, Wampold (2015)总结出有证据支持的共同要素包括六种, 分别是工作同盟($d = 0.57$)、共情($d = 0.63$)、目标一致和合作($d = 0.71$)、积极关注和肯定($d = 0.55$)、一致和真诚($d = 0.48$)和咨询师效应($d = 0.46$)等。其中, 许多证据表明工作同盟的裂痕与修复是咨询起效的核心机制之一(Eubanks et al., 2019; Safran et al., 2001)。少量研究在视频咨询中检验了该假设, 结果发现工作同盟裂痕−修复过程与症状变化同样具有相互预测关系, 从而将工作同盟的裂痕与修复这一核心机制拓展至了视频咨询(Morland et al., 2015; Norwood et al., 2021)。

1.4 视频咨询中的工作同盟

工作同盟是指咨询师与当事人建立的一种合作性关系(Bordin, 1979, 1994)。Bordin (1994)认为工作同盟的成分包括“目标−任务”的一致性和在此过程中形成的情感联结。包括 295 项研究、覆盖超过 3 万名当事人的元分析结果表明, 线下面询中的工作同盟与咨询效果之间存在稳健的关系, 相关系数为 0.28 (Fluckiger et al., 2018)。类似地, 元分析($n = 20$, $N = 1167$)发现, 在线咨询中工作同盟与咨询效果之间的相关系数为 0.21, 但这一结果包括了在线聊天、邮件、电话以及视频会议等多种形式, 必须谨慎解释(Kaiser et al., 2021)。

就视频咨询与线下面询工作同盟质量的横向比较而言, 一些研究发现二者的工作同盟质量相当。例如 Simpson 和 Reid (2014)关于视频咨询的研究综述($n = 22$, $N = 348$)发现, 咨询师和当事人能建立稳固的工作同盟, 工作同盟的质量与线下面询一

样好。最近一项以大学生为被试的随机对照研究(N = 58)也发现，三种咨询方式(线下面询、电话咨询和视频咨询)之间，工作同盟质量没有显著差异(Reese et al., 2016)。而另外一些研究则发现，视频咨询的工作同盟质量低于线下面询的工作同盟质量。例如，Norwood 等人(2018)的元分析研究发现，采用认知行为疗法的视频咨询中建立的工作同盟质量比线下面询更差(SMD = −0.30)。

很少有研究讨论视频咨询中工作同盟与咨询效果的纵向变化关系。已有证据表明，在组内水平，线下面询的工作同盟水平和症状严重程度是相互影响的关系。也就是说，工作同盟的巩固会导致症状缓解，而症状的缓解又能促进工作同盟质量(Falkenström et al., 2013; 孙启武 等, 2021; Sun, Wu, et al., 2021)。研究者认为，工作同盟裂痕−修复过程是产生咨询效果的核心机制之一(Eubanks et al., 2019; Safran et al., 2001)。在咨询过程中，工作同盟水平降低之后再恢复到原有或更好水平，就意味着出现了工作同盟的裂痕−修复过程。已有初步证据表明，视频咨询存在类似的起效机制。Norwood 等人(2021)采用多层模型分析了 46 名患有健康焦虑的当事人在视频咨询中的工作同盟(会谈评定量表，SRS)与咨询效果(咨询效果评定量表，ORS)的关系。结果发现，在组内水平，工作同盟与咨询效果之间存在相互预测关系。再比如，一项针对女性创伤后应激障碍患者的随机对照研究(N = 126)发现，第 2 次会谈后视频咨询组当事人的工作同盟评分低于线下面询组，但这种差异在第 6 次和第 12 次咨询后的测量中消失了(Morland et al., 2015)，这意味着视频咨询中存在工作同盟的裂痕−修复过程。

1.5　研究假设

本研究试图在自然情境下检验视频咨询对工作同盟和咨询效果的影响。基于以上讨论，我们假设工作同盟裂痕−修复过程是视频咨询的核心作用机制之一。具体而言，我们假设：(1)视频咨询与线下面询一样有效；(2)在组内水平，视频咨询的工作同盟与症状之间是相互影响的关系，即工作同盟水平的提高可能会导致症状缓解，而症状的缓解又能促进工作同盟质量；(3)在咨询的某些阶段，视频咨询的工作同盟质量会低于线下面询的工作同盟质量，但随着咨询的进展，这种差异会消失。

2　方法

2.1　研究参与者

本研究分析的数据来自从 2020 年 9 月到 2021 年 7 月，在华中师范大学大学生心理健康教育中心(以下简称为“咨询中心”)预约了心理咨询的 1004 名当事人。其中，65 人因建议就医、时间冲突等原因未安排咨询。当事人的排除标准为：(1)需要药物治疗和住院治疗的当事人；(2)先后接受了不同类型咨询的当事人；以及(3)仅一次或两次会谈的当事人。由于随机截距交叉滞后模型(random intercept cross-lagged panel model, RI-CLPM)要求至少有三个时间点的数据，删除了前三次测量有缺失数据的当事人，最终纳入分析的当事人有 525 人(见图 1)。视频咨询组 117 人，其中女性 91 人(77.78%)，男性 26 人；线下面询组 408 人，其中女性 321 人(78.68%)，男性 87 人。当事人的平均年龄 M = 20.19, SD = 1.52。其中，24.57%的当事人报告了精神科就诊或治疗经历。咨询主题包括自我探索与成长、情绪困扰、人际关系、家庭问题、生涯规划等。

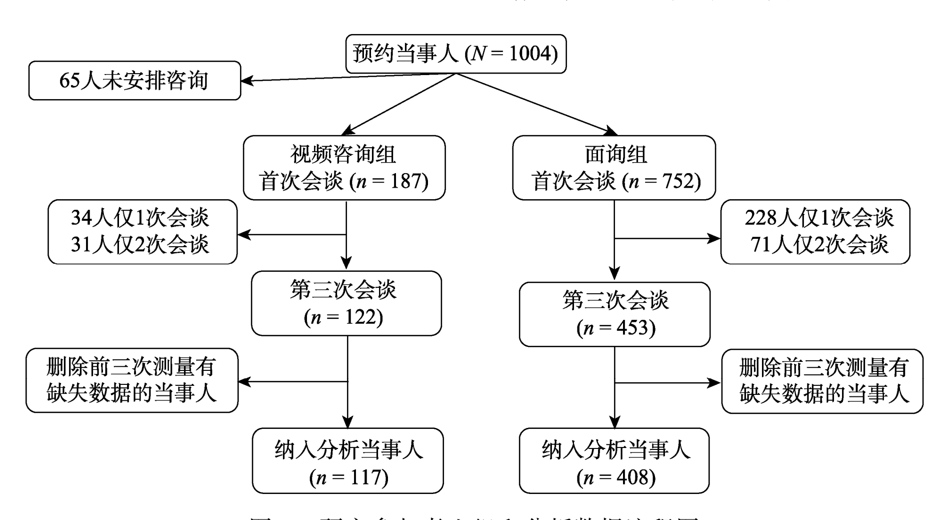


图 1　研究参与者入组和分析数据流程图

2.2 测量工具

常规临床咨询效果评估表(CORE-OM) 常规临床咨询效果评估表(CORE-OM, Evans et al., 2002; Zhang et al., 2019)用于评估当事人过去一周内的一般情绪困扰，采用 Likert 5 级评分，从 0 (从来没有)到 4 (总是如此)，包括康乐、症状、社会功能和风险 4 个因子，共 34 题。为方便当事人作答，仅在第一次会谈前和咨询全部结束后使用 34 题长版，其余在每一次会谈前使用 10 题短版以用于日常的进度反馈。在本样本中，第一次会谈前 CORE-OM 短版的内部一致性信度为 0.84。本研究使用 CORE-OM 短版的总分进行分析，分数越高表明症状越严重。

会谈同盟量表(SAI) 会谈同盟量表(SAI, Falkenström et al., 2015)是在工作同盟量表(WAI)的基础上提出的简版，它评估了工作同盟的 3 个关键成分：目标一致、任务一致和情感联结，采用 Likert 5 级评分，从 0 (从来没有)到 4 (总是如此)，共 6 题。会谈同盟量表在中国样本中具有良好的信度和效度(朱旭 等, 2011)。在本样本中，第一次会谈后 SAI 的内部一致性信度为 0.79。本研究使用 SAI 的总分进行分析，分数越高表明工作同盟质量越好。

患者健康问卷(PHQ-9) 患者健康问卷(PHQ-9, 卞崔冬 等, 2009; Kroenke et al., 2001)用于评估当事人过去两周内的抑郁症状，采用 Likert 4 级评分，从 0 (从来没有)到 3 (几乎每天)，共 9 题。在本样本中，第一次会谈前测量的 PHQ-9 的内部一致性信度为 0.89。本研究使用 PHQ-9 的总分进行分析，分数越高表明抑郁症状越严重。

广泛性焦虑障碍问卷(GAD-7) 广泛性焦虑障碍问卷(GAD-7, 何筱衍 等, 2010; Spitzer et al., 2006)用于评估当事人过去两周内的焦虑症状，采用 Likert 4 级评分，从 0 (从来没有)到 3 (几乎每天)，共 7 题。在本样本中，第一次会谈前测量的 GAD-7 的内部一致性信度为 0.91。本研究使用 GAD-7 的总分进行分析，分数越高表明焦虑症状越严重。

事后调查 在咨询结束后，还对当事人进行了事后调查，包括“您认为心理咨询有多大帮助”，从 1 (完全没有帮助)到 5 (非常有帮助)；“您在多大程度上达成了咨询目标”，从 0 (完全没有达到咨询目标)到 10 (完全达到了咨询目标)；以及“您对本次咨询的满意度”，从 1 (完全不满意)到 5 (完全满意)。

2.3 研究程序

本研究数据来源是进度反馈研究项目，得到了咨询中心使用数据的许可。对于想要预约咨询的当事人，在征得知情同意之后，咨询中心会收集他们的个人基本信息，并请他们填写 PHQ-9 和 GAD-7。随后，中心外聘的精神科医生会对当事人进行评估，并根据评估结果给出就诊建议或安排咨询。根据当事人的时间和意愿将他们分别安排至视频咨询组或线下面询组，而未采用随机分组。此种安排符合咨询中心的实际情况，同时可以克服研究者效应，因为研究者并不知道哪些当事人会进入视频咨询组。

安排咨询后，咨询师与当事人每周在固定时间进行一次会谈，每次 50 分钟，不收费。在每次咨询之前，当事人填写 CORE-OM 短版；在咨询结束之后当事人填写 SAI。在咨询结案时，当事人需要再次填写 PHQ-9、GAD-7 和 CORE-OM 长版，并完成事后调查。线下面询组与视频咨询组的唯一区别在于，线下面询组当事人与咨询师在指定房间内面对面进行咨询，而视频咨询组当事人在指定房间内通过腾讯会议会议室与咨询师远程进行视频咨询。通常，每位当事人每学期可会谈的次数为 6 次。需要更多会谈次数的当事人，经由咨询师申请，可增加其会谈次数。

2.4 分析策略

2.4.1 模型选择

本研究采用随机截距交叉滞后模型(Hamaker et al., 2015)进行分析。在随机截距交叉滞后模型中(见图 2)，对工作同盟与症状在多个时间点的测量建立随机截距(即所有载荷都为 1 的因子)，以表示工作同盟与症状在不同当事人之间的差异，即组间效应。当事人的工作同盟与症状在特定时间点围绕平均值的波动的相互预测关系为组内效应。以会谈前测量的症状预测同一次会谈后测量的工作同盟，会谈后测量的工作同盟预测下一次会谈前测量的症状，建立交叉滞后路径。以会谈前测量的症状预测下一次会谈前测量的症状，会谈后测量的工作同盟预测下一次会谈后测量的工作同盟，建立自回归路径。相较于传统交叉滞后模型(CLPM)，随机截距交叉滞后模型的优点在于区分了组间效应和组内效应，用随机截距项表示那些不随时间推移而变化的“类特质”的成分，从而得到组内水平的自回归效应和交叉滞后效应。在组内水平，工作同盟水平的变化，表示相对与当事人自身的工作同盟水平而言工作同盟质量的波动过程(降低或升高)，该过程反映了工作同盟裂痕−修复过程。如果工作同盟水平降低，则意味着出现了裂痕；在工作同盟水平降低

之后，又恢复到原有水平或比原有水平更高，则意味着出现了裂痕的修复。该过程可以用组内水平的工作同盟质量的波动值表示(见图 2)。

2.4.2　模型比较

为了检验工作同盟与咨询效果的相互预测关系，采用了随机截距交叉滞后模型视频咨询组和线下面询组的组间比较分析(Mulder & Hamaker, 2021)。使用 Schwarz (1978)提出的贝叶斯信息准则(BIC)进行模型比较, BIC 越小意味着模型数据拟合度更好。如果多组比较模型的 BIC 值降低，则意味着在组内水平，工作同盟和咨询效果的相互预测关系有组间显著的路径差异；如果多组比较模型的 BIC 值升高，则表示多组比较模型没有改善模型数据拟合度，线下面询组和视频咨询组具有同质性，在组内水平没有组间显著的路径差异。

2.4.3　缺失值检验

缺失值类型包括完全随机缺失(missing completely at random, MCAR)、随机缺失(missing at random, MAR)和非随机缺失(missing not at random, MNAR)。其中，非随机缺失与含有缺失值的变量自身的取值有关，在统计分析中忽略这些缺失值会导致分析结果的出现偏差。在自然情境下进行的咨询研究，当事人永久退出的原因有很多，比如咨询目标已经达到，或者由于时间冲突等不可抗力因素无法参加，也有可能是工作同盟或咨询效果较差造成的脱落。对可能含有非随机缺失的数据，采用非随机缺失机制下的方法分析更加可靠。根据模型比较结果，处理纵向数据中的非随机缺失，使用 Diggle-Kenward 选择模型会得到精度更高的参数估计(陈楠，刘红云, 2015)。在该模型中，通过结果变量在上一时间点和同一时间点的测量值来预测缺失概率，从而估计缺失值对分析结果的影响(见图 4)。

以上模型均采用 Mplus 8.1 (Muthén & Muthén, 2017)进行分析，以稳健最大似然法(MLR)进行估计。采用均方根近似误差(RMSEA, 0.06 以下为拟合良好)，比较拟合指数(CFI，0.95 以上为拟合良好)，标准化拟合均方根残差(SRMR，0.08 以下为拟合良好)作为模型拟合指标(Hu & Bentler, 1999)。其它统计采用 Stata 17 (StataCorp, 2021)进行分析。

3　结果

3.1　描述性统计与预分析

两组工作同盟与症状的描述性统计见表 1。检验零模型(null model)，工作同盟的组内相关系数(intraclass correlation, ICC)是 0.65，这意味着工作同盟的组间差异占总方差的 65%，组内差异占总方差的 35%；症状的组内相关系数是 0.62，这意味着

表 1　视频咨询组与线下面询组的描述性统计

会谈次数	线下面询组					视频咨询组				
	N	CORE-OM		SAI		*N*	CORE-OM		SAI	
		M	*SD*	*M*	*SD*		*M*	*SD*	*M*	*SD*
1	408	17.69	6.62	20.77	3.27	117	16.34	6.63	20.01	3.63
2	408	15.80	6.35	20.87	3.18	117	14.84	6.46	20.28	3.03
3	408	14.61	6.66	21.18	3.03	117	14.18	6.52	20.74	3.45
4	359	14.57	7.01	21.44	3.03	106	13.58	5.81	20.70	3.80
5	290	14.21	6.77	21.62	3.06	81	13.47	6.43	21.27	3.56
6	233	14.11	7.14	22.06	2.74	58	12.38	6.18	21.78	3.49
7	111	15.61	6.62	21.75	3.11	23	12.55	5.58	21.9	3.39
8	72	15.86	6.38	22.01	2.86	16	15.93	8.93	20.58	5.04
9	54	16.88	6.61	21.80	3.41	9	14.25	7.38	21.00	4.04
10	43	17.17	6.92	21.93	3.20	6	17.60	9.71	21.33	4.62
11	29	16.29	6.74	21.12	3.91	4	21.00		22.67	2.31
12	23	16.56	9.41	21.45	3.46	0				
13	16	16.57	7.31	20.77	3.86	0				
14	10	17.78	7.48	20.30	3.92	0				
15	7	20.17	7.06	18.57	4.69	0				
16	4	21.00	10.68	18.00	6.00	0				
17	1	13.00		14.00		0				

症状的组间差异占总方差的 62%，组内差异占总方差的 38%。

由于本研究全部采用问卷法收集数据，需要检验是否存在共同方法偏差检验。分别对前 3 次测量进行 Harman 单因子检验，以检验是否存在共同方法偏差(周浩，龙立荣, 2004)。结果表明，前三次测量分别有 3、3、4 个特征根大于 1 的因子，并且第一个因子分别能解释总变异量的 27.70%、24.40%、27.26%，均小于临界标准 40%。因此，本研究中共同方法偏差在可以接受的范围内。

3.2 工作同盟与症状预测关系组内水平分析

在本研究中，一般规定当事人最多进行 6 次会谈，因此使用前 6 次会谈的数据进行分析。建立一个随机截距交叉滞后模型(见图 2)，该模型拟合较好($\chi^2(66) = 2627.53$, $p < 0.001$; RMSEA = 0.04, 90% CI [0.03, 0.05], probability ≤ 0.05: 0.92; CFI = 0.98; SRMR = 0.10; BIC = 27648.98)。结果表明，工作同盟在组内水平上显著预测下一次会谈的症状($\beta = -0.07$, $SE = 0.03$, $p = 0.02$)，症状在组内水平上显著预测同一次会谈的工作同盟($\beta = -0.07$, $SE = 0.03$, $p = 0.03$)。

3.3 基于随机截距交叉滞后模型的视频咨询组与线下面询组的比较分析

建立一个多组随机截距交叉滞后模型(视频咨询 vs. 线下面询，见图 3)，该模型拟合较好($\chi^2(141) = 2894.79$, $p < 0.001$; RMSEA = 0.04, 90% CI [0.03, 0.06], probability ≤ 0.05: 0.81; CFI = 0.98; SRMR = 0.13; BIC = 27748.54)。加入分组变量后，拟合指数并没有改善(ΔBIC = 99.56)，该结果表示多组比较模型没有改善模型数据拟合度，线下面询组和视频咨询组具有同质性，两组在组内水平的路径系数上无显著差异。多组比较的结果与整体分析的结果类似，但由于分组降低了统计效能，在组内水平工作同盟与症状之间的相互预测作用不具有统计意义上的显著性了(图 3)。

3.4 敏感性分析

会谈次数的影响　当事人症状随时间的变化率与会谈次数相关，会谈次数较少的当事人症状变化得较快，因此通过控制会谈次数的影响可以消除症状随时间变化的趋势(Baldwin et al., 2009)。当事人的平均会谈次数在视频咨询组(M = 5.59, SD = 1.85)与线下面询组(M = 6.07, SD = 2.60)之间没有显著差异(M_{diff} = 0.49, SE = 0.26, 95% CI [−0.03, 0.98], $t(523) = 1.86$)。将会谈次数作为协变量纳入随机截距交叉滞后模型，使会谈次数与组间水平的症状相关，分析结果表明($\chi^2(78) = 2778.00$, $p < 0.001$; RMSEA = 0.05, 90% CI [0.04, 0.06], probability ≤ 0.05: 0.64; CFI = 0.96; SRMR = 0.11; BIC = 27628.40)，会谈次数与症状显著相关($\beta = 0.27$, $SE = 0.05$, $p < 0.001$)。若使会谈次数与组间水平的

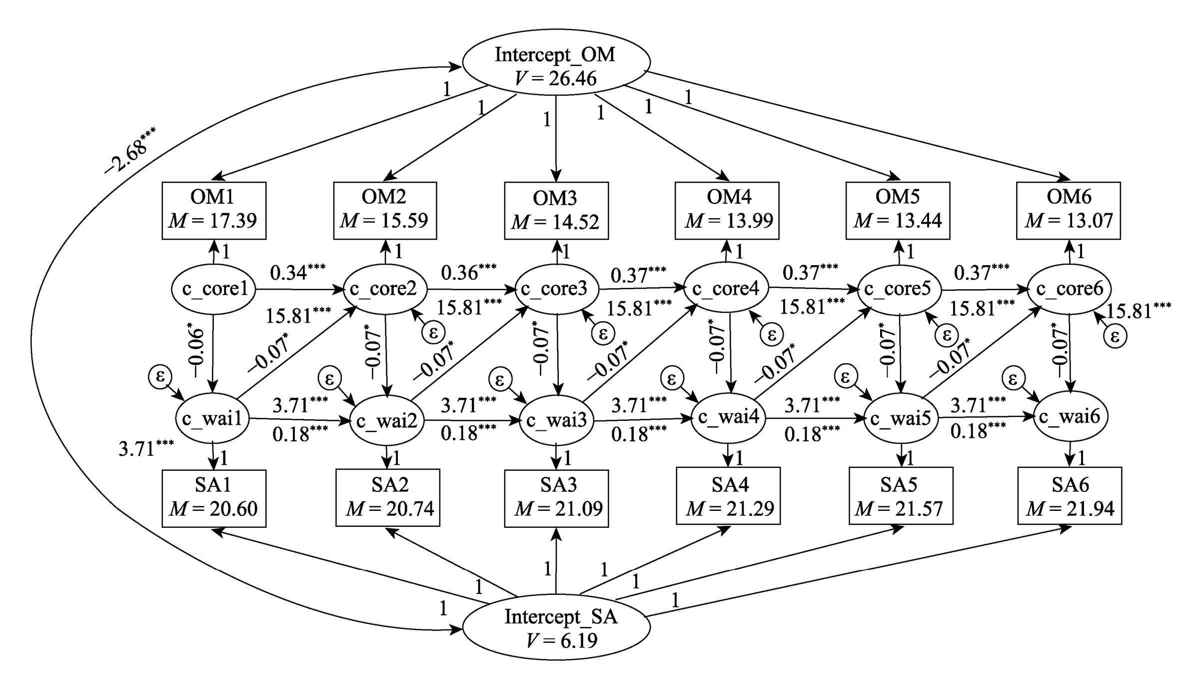


图 2　工作同盟与症状的随机截距交叉滞后模型

注：矩形框表示观测变量，以 SA、OM 分别表示工作同盟、症状；椭圆表示去中心化的变量，以 c_wai、c_core 分别表示工作同盟、症状；intercept_SA 表示工作同盟的随机截距项；intercept_OM 表示症状的随机截距项；ε 表示残差项。

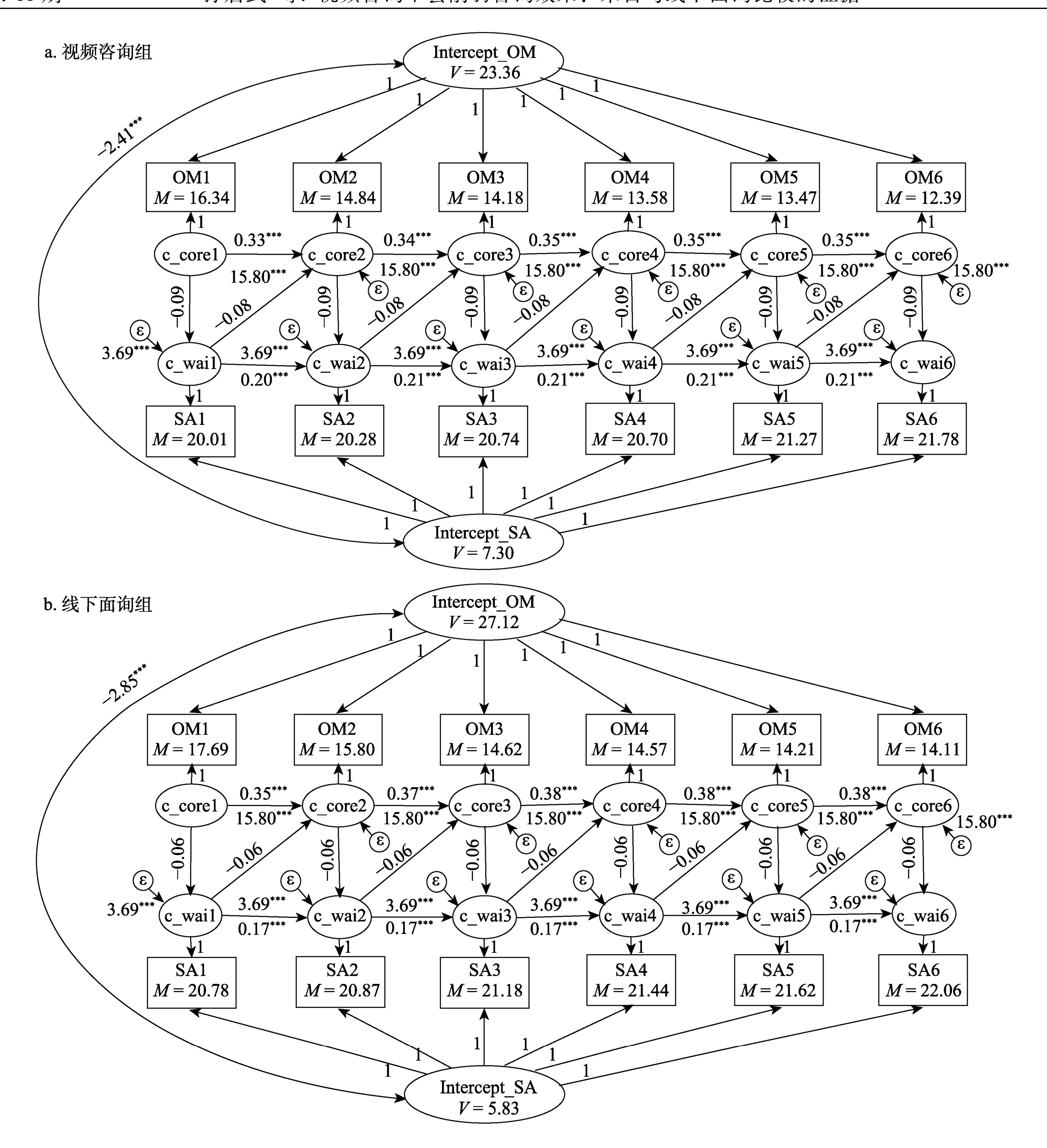


图 3　视频咨询组与线下面询组的多组随机截距交叉滞后模型

注：矩形框表示观测变量，以 SA、OM 分别表示工作同盟、症状；椭圆表示去中心化的变量，以 c_wai、c_core 分别表示工作同盟、症状; intercept_SA 表示工作同盟的随机截距项; intercept_OM 表示症状的随机截距项; ε 表示残差项。

工作同盟相关，分析结果表明($\chi^2(78)$ = 2778.00, p < 0.001; RMSEA = 0.06, 90% CI [0.04, 0.06], probability ≤ 0.05: 0.31; CFI = 0.96; SRMR = 0.13; BIC = 27652.81)，会谈次数与工作同盟无显著相关(β = −0.02, SE = 0.12, p = 0.88)。在以上模型中，组内水平的工作同盟与症状的相互预测关系未发生变化。

缺失值检验　假设工作同盟与症状含有非随机缺失，使用Diggle-Kenward选择模型检验缺失值在随机截距交叉滞后模型中的效用(见图 4)。结果表明($\chi^2(129)$ = 239.94, p < 0.001; RMSEA = 0.04, 90% CI [0.03, 0.05], probability ≤ 0.05: 0.98; CFI = 0.98; SRMR = 0.07; BIC = 29424.71)，缺失值类型与工作同盟、症状无关，对工作同盟与症状的相互预测关系也没有影响(工作同盟预测症状：β = −0.06, SE = 0.03, p = 0.02；症状预测工作同盟：β = −0.07, SE = 0.03, p = 0.01)。该结果表明在本研究数据中，非随机缺失的假设不成立。

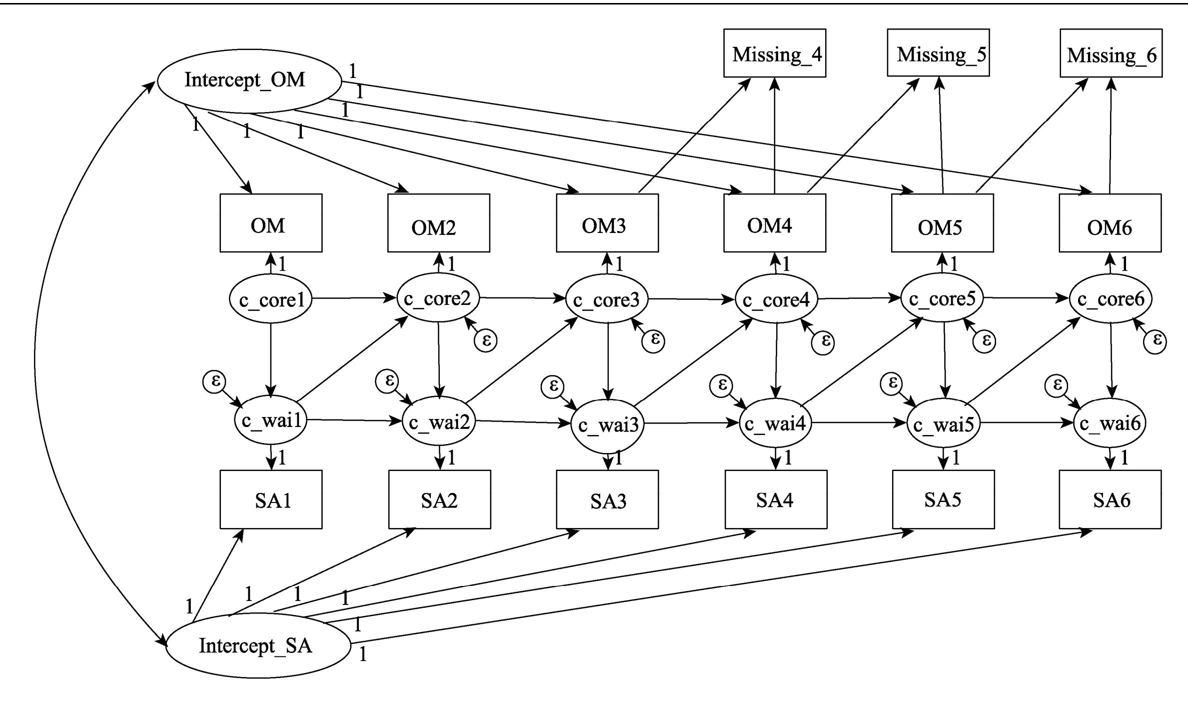


图 4 基于工作同盟与症状随机截距交叉滞后模型的 Diggle-Kenward 选择模型

注：矩形框表示观测变量，以 SA、OM 分别表示工作同盟、症状；椭圆表示去中心化的变量，以 c_wai、c_core 分别表示工作同盟、症状; intercept_SA 表示工作同盟的随机截距项; intercept_OM 表示症状的随机截距项; ε 表示残差项; Missing_4-Missing_6 是缺失数据编码而成的虚拟变量(陈楠，刘红云，2015)。图中包含了从 c_SA3-c_SA6 到 Missing_4-Missing_6 的路径，但没有显示出来，以避免造成混乱。

统计功效 采用蒙泰卡洛模拟方法计算统计功效，蒙泰卡洛模拟可改变相应的参数以研究模型设定的影响。蒙泰卡洛模拟方法所设定模型参数是“真值”，依据重复模拟计算得出 “估计值”。因此，可以计算出每一个参数“真值”和“估计值”的相对偏差以及统计功效。根据本研究样本的情形，设定会谈次数 3~6 次的观察数分别为 408、359、290 和 233 (表 1)，以 3 次及以上会谈次数数据实际估算结果设定随机截距交叉滞后模型参数，重复 1000 次。结果显示，在组内水平，当工作同盟与症状相互预测系数为 0.07 时，统计功效为 94%~96%。

3.5 事后分析

初始症状水平 由于当事人并非随机被分配到视频咨询组与线下面询组，而是根据他们的时间和意愿进行安排的，因此需要检验两组的初始症状初始水平有无显著差异。独立样本 t 检验表明，视频咨询组与线下面询组的症状初始水平(CORE-OM)没有显著差异(M_{diff} = 1.35, SE = 0.69, 95% CI [−0.02, 2.71], t(523) = 1.94, p = 0.05)。共 498 名当事人填写了 PHQ-9 和 GAD-7，视频咨询组(n = 111)与线下面询组(n = 387)的初始抑郁症状水平没有显著差异(M_{diff} = −0.09, SE = 0.65, 95% CI [−1.37, 1.19], t(496) = −0.14, p = 0.89)，初始焦虑症状水平没有显著差异(M_{diff} = 0.12, SE = 0.59, 95% CI [−1.03, 1.27], t(496) = 0.20, p = 0.84)。

咨询过程中的症状水平 检验视频咨询组与线下面询组的症状水平在咨询过程中的差异，以考察视频咨询与线下面询过程中症状变化的差异。结果表明，第二次到第六次会谈前所测量的症状水平在两组之间无显著差异(第二次：M_{diff} = 0.97, SE = 0.67, 95% CI [−0.35, 2.28], t(523) = 1.45, p = 0.15; 第三次：M_{diff} = 0.44, SE = 0.70, 95% CI [−0.93, 1.80], t(523) = 0.63, p = 0.53; 第四次：M_{diff} = 0.98, SE = 0.76, 95% CI [−0.52, 2.49], t(523) = 1.28, p = 0.20; 第五次：M_{diff} = 0.73, SE = 0.87, 95% CI [−0.97, 2.43], t(523) = 0.85, p = 0.40; 第六次：M_{diff} = 1.73, SE = 1.08, 95% CI [−0.39, 3.85], t(523) = 1.60, p = 0.11)。

咨询过程中的工作同盟水平 类似地，检验视频咨询与线下面询组的工作同盟水平在咨询过程中的差异。结果表明，第一次会谈后工作同盟质量有显著差异，视频咨询组工作同盟质量显著低于线下面询组工作同盟质量(M_{diff} = 0.77, SE = 0.35, 95% CI [0.08, 1.46], t(523) = 2.18, p = 0.03)。这种差异在第二次会谈(M_{diff} = 0.59, SE = 0.33, 95% CI [−0.06, 1.24], t(523) = 1.78, p = 0.08)和第三次会谈(M_{diff} = 0.44, SE = 0.33, 95% CI [−0.20, 1.08], t(523) = 1.34,

p = 0.18)后变得不显著。第四次会谈后的工作同盟水平再次出现显著差异，视频咨询组工作同盟质量低于线下面询组工作同盟质量(M_{diff} = 0.74, SE = 0.37, 95% CI [0.02, 1.46], t(442) = 2.03, p = 0.04)。但是第五次会谈(M_{diff} = 0.34, SE = 0.41, 95% CI [−0.46, 1.15], t(339) = 0.84, p = 0.40)和第六次会谈(M_{diff} = 0.28, SE = 0.46, 95% CI [−0.62, 1.18], t(251) = 0.61, p = 0.54)后两组工作同盟水平无显著差异。

结案时的症状水平　非随机分组可能会导致预测变量在组间分布不均衡，从而影响分析结果。倾向性得分匹配法可减少混淆变量的影响，从而能更好地比较视频咨询组与线下面询组的咨询效果。以咨询开始前施测的 CORE-OM 34、PHQ-9 和 GAD-7 为预测变量，使用半径匹配法进行匹配。结果表明，结案时视频咨询组(n = 89)与线下面询组(n = 330)在 CORE-OM 34 (M_{diff} = −2.30, SE = 2.36, t(419) = −0.97)、PHQ-9 (M_{diff} = −0.19, SE = 0.56, t(419) = −0.34)和 GAD-7 (M_{diff} = −0.68, SE = 0.45, t(419) = −1.51)上没有显著差异。

咨询师类别　咨询师经验可能会混淆视频咨询与线下面询的组间效应，有经验的咨询师能建立更高质量的工作同盟，或能更早觉察并修复工作同盟裂痕，从而获得更好的咨询效果，因此需要检验两组专、兼职咨询师比例是否存在差异。视频咨询组的 117 名当事人，有 6 名在实习咨询师处咨询，111 名在专、兼职咨询师处咨询(94.87%)；线下面询组的 408 名当事人，有 116 名在实习咨询师处咨询，292 名在专、兼职咨询师处咨询(71.57%)。该结果表明视频咨询组接受专、兼职咨询师咨询的当事人比线下面询组更多，$\chi^2(1) = 27.68, p < 0.001$。

当事人性别　本研究的样本中女性占比较高(线下面询 321 人，占比 78.68%；视频咨询 91 人，占比 77.78%)，但性别在视频咨询组与线下面询组之间并没有显著差异，$\chi^2(1) = 0.04, p = 0.84$。独立样本 t 检验显示，第一次到第六次会谈前后所测量的症状与工作同盟在男女两组之间均无显著差异。

事后调查　采用倾向性得分匹配法对当事人的事后调查进行分析，以咨询开始前施测的 CORE-OM 34、PHQ-9 和 GAD-7 为预测变量，使用半径匹配法的结果表明，视频咨询组(n = 89)与线下面询组(n = 330)在咨询有用性(M_{diff} = 0.02, SE = 0.10, t(419) = 0.21)、目标达成度 (M_{diff} = 0.19, SE = 0.23, t(419) = 0.83)和咨询满意度(M_{diff} = 0.10, SE = 0.07, t(419) = 1.55) 上都没有显著差异。

4　讨论

采用进度反馈实践的追踪数据，通过与线下面询作比较，本研究考察了视频咨询是否会对咨询效果产生不利影响。结果表明，视频咨询不会削弱咨询效果，视频咨询的效果与线下面询的效果相当。同时，在组内水平，工作同盟与症状缓解具有相互预测关系；而在视频咨询组与线下面询组之间，工作同盟与症状缓解的预测路径系数无显著差异，二者具有同质性。

视频咨询与线下面询在第一次和第四次会谈后的工作同盟质量有显著差异，表明在咨询的某些阶段，视频咨询组工作同盟质量低于线下面询组工作同盟质量。但是，这种差异会在后续的咨询会谈中逐渐消弭。这与 Morland 等人(2015)的结果一致。一种解释是在新冠疫情背景下，为了保护自己和他人的健康，不得不以视频会议的形式开展咨询，咨询师和当事人都面临着适应困难，同时他们也会对视频咨询遇到的问题更加包容和理解，也会更加主动地调整自己的沟通方式以适应视频咨询。以往也有研究者发现，对某些当事人而言，在刚接触视频咨询时，他们需要更多的时间来适应这项技术(Norwood et al., 2018; Simpson & Reid, 2014)。而 Bischoff 等人(2004)通过个案研究(N = 3)发现，咨询师和当事人确实会自然地做出一些调整以适应视频咨询：首先，他们预期技术会带来一些困难，因此对会谈中出现的问题会更加耐心，例如因网络通讯不畅等原因带来的延迟反应等；其次，他们预期会遗失一些非言语线索，因此会询问更多的问题，以澄清面部表情和肢体语言的含义，或者有目的地加强语调变化，以及使用夸张的手势和动作等；再次，他们预期建立关系变得更加困难，因此会在关系中投入更多的努力。

本研究发现，在组内水平工作同盟质量和症状缓解具有相互预测关系，具有小的效应量。该结果与之前的研究结果一致(Falkenström et al., 2013; 孙启武 等, 2021; Sun, Wu, et al., 2021)。该结果表明会谈后工作同盟水平可以预测下一次会谈前的症状变化，而会谈前的症状水平又可以预测同一次会谈后的工作同盟变化。由于随机截距交叉滞后模型控制了组间差异，每一次咨询中工作同盟的组内变化(即对当事人自身的相对变化)都表示了工作同盟有裂痕−修复过程：工作同盟的降低表示出现了同盟裂痕，而工作同盟的提高表示了裂痕修复

(Larsson et al., 2018; Sun, Holmqvist Larsson, et al., 2021)。工作同盟的裂痕与修复本身是咨询产生改变的核心机制之一(Eubanks et al., 2019; Safran et al., 2001)。因此，我们推测，虽然视频咨询中的技术问题和适应困难会成为产生工作同盟裂痕的特殊影响因素，但咨询师对工作同盟裂痕的及时识别和在会谈中进行的修复，反而为当事人提供了改变和进步的机会。也就是说，虽然在咨询的某些阶段视频咨询组的工作同盟质量会低于线下面询组的工作同盟质量，但咨询师或者咨访双方为工作同盟裂痕的觉察和修复付出努力，最终成功修复咨询过程中的工作同盟裂痕，从而带来了与线下面询相同的咨询效果。

视频咨询组几乎都是专、兼职咨询师，与实习咨询师相比，他们积累了更加丰富的经验。质性研究发现，有经验的咨询师更善于反思和自我觉察，是开放的、不设防的，擅长利用人际交往技巧来建立和维持良好的咨询关系(Jennings & Skovholt, 1999)。如上所述，工作同盟的裂痕−修复是视频咨询的核心机制之一，这就对咨询师的能力有一定的要求。咨询师需要更快地识别出工作同盟裂痕，尤其在第一次会谈期间，觉察当事人以不满或敌意表达为标志的对抗破裂，以及更微妙的退缩迹象，并在后续会谈中以间接、直接的方式解决破裂问题，重新建立良好的咨询关系(Eubanks et al., 2019; Safran et al., 2001)。此外，由于对非言语线索的限制会影响咨询师对工作同盟破裂迹象的觉察，视频咨询在咨询师的敏锐度方面提出了比线下面询更高的要求。因此，咨询师经验可能是视频咨询中工作同盟与咨询效果关系的混淆因素之一。

在本研究中，视频咨询与线下面询的设置几乎完全一致，区别仅在于使用视频会议的形式还是线下面对面进行。结果发现，视频咨询组与线下面询组的咨询效果没有显著差异。这与之前的结论一致(Fernandez et al., 2021; Matsumoto et al., 2021; Norwood et al., 2018)，表明视频咨询不会削弱咨询效果。之所以如此，我们设想：一是视频咨询的主要作用机制没有发生本质变化。工作同盟、共情、目标一致和合作、积极关注和肯定、真诚一致以及咨询师效应，这些在线下面询中发挥作用的共同要素同样在视频咨询中发挥作用(Wampold, 2015)。二是视频咨询有一些特殊的补偿机制。例如，当事人坐在独属于自己的房间，可以自由控制音量和画面大小，这可能使他们体验到更高的赋权，从而变得更加主动(Norwood et al., 2018)。Day 和 Schneider (2002)的随机对照研究(N = 80)发现参加视频咨询的当事人在参与维度(包括活动水平、主动性、信任感、自发性和去抑制性等)上的得分高于线下面询组的当事人。因此，当事人的主动性增强或许可以在一定程度上弥补视频咨询中某些线索丢失所带来的不利影响。

最后，视频咨询虽然有其特殊之处，但仍然通过这些共同要素产生了与线下面询相当的咨询效果。例如，研究者认为在视频咨询中建立咨询关系的关键是“临场感” (presence) (Norwood et al., 2021; Simpson & Reid, 2014)。临场感是指即使双方身处不同的地方，仍然感觉像是在同一个空间或环境中。许多研究都描述了咨询师和当事人在视频咨询中的临场感，他们甚至忘记彼此不在同一个房间里，完全沉浸于咨询过程中，这种体验使共情得以发展，并促进咨询关系的建立(Simpson & Reid, 2014)。再比如，视频咨询最令人担心的一点是某些线索丢失可能会影响情绪的体验和感知。但 Thompson-de Benoit 和 Kramer (2020)根据夫妻情绪聚焦疗法的临床经验得出，即使隔着屏幕当事人仍然能够在较深的层面上体验情绪，这又进一步提升了他们的关系质量。此外，本研究中，视频咨询的基本设置，包括共同的预约过程、咨询环境等，都与线下面询完全一致。咨询背景或设置是心理咨询的共同要素之一(江光荣, 2012)。视频咨询与线下面询相近的设置能够营造一种温馨、安静、充满安全感的氛围，是心理咨询产生效果的重要前提。

本研究从理论上丰富了视频咨询的研究视角。第一，本研究在自然情境下进行，样本量较大，具有良好的生态效度。之前关于视频咨询的效果研究，绝大多数是基于控制条件下的认知行为治疗，而在我们的研究中，咨询师的取向各异，当事人咨询的主题也多种多样，这为视频咨询的广泛有效性提供了更有力的证据。第二，本研究采用最新的分析方法，采用随机截距交叉滞后模型区分组内效应和组间效应，结果支持了组内水平工作同盟与咨询效果的相互预测关系，为工作同盟裂痕−修复过程是视频咨询核心机制之一提供了新的证据。第三，通过随机截距交叉滞后模型的多组比较分析，发现视频咨询与线下面询具有同质性。以往研究要么只关注线下面询或视频咨询其一，要么只对视频咨询的特殊性进行理论分析，但并未给出视频咨询与线下面询异同的证据。本研究首次对线下面询和视频咨询

进行比较分析，发现视频咨询和线下面询在效果和作用机制上有同质性。

在实践方面，首先，本研究通过基于真实临床情境的大样本数据，为视频咨询的有效性提供了证据，提示心理咨询的实务工作者可发挥视频咨询的优势，克服时间、空间不便，从而帮助更多有心理咨询需求的当事人。其次，就具体的咨询过程而言，在进行视频咨询时，咨询师应当更加重视工作同盟的建立以及同盟裂痕的修复。尤其在首次咨询中，咨询师需要与当事人就视频咨询可能存在的问题进行探讨，帮助当事人更快适应视频咨询的新形式。最后，本研究也为如何进行最佳的视频咨询有所指引。本研究的设计表明，视频咨询的设置非常重要，与线下面询相近的设置更有利于产生与线下面询相当的咨询效果。这些为如何进行有效的视频咨询提供了最佳的循证实践证据(杨文登　等, 2017)。

本研究也存在一些局限，一方面，仅在一所高校咨询中心收集数据，都是心理困扰相对较轻的当事人，而且大学生对互联网的使用比较熟悉，这或许是视频咨询中线索丢失影响不大的原因之一，结论能否直接推广到症状更严重的当事人或其他群体上仍需慎重考虑。另一方面，非随机对照研究的设计在一定程度上限制了研究结果的可靠性，例如当事人本身的偏好、咨询师经验的影响，这些都是本研究中存在的混淆因素。除此以外，本研究主要关注视频咨询对工作同盟、咨询效果及其关系的影响，发现工作同盟的裂痕-修复过程同样是视频咨询产生效果的机制之一，但并没有进一步探究视频咨询效果其它作用路径。未来需要更多研究关注视频咨询的某些特殊机制以及线下面询效果机制的在视频咨询中的特殊表现，例如，视频咨询的工作同盟建立、同盟裂痕-修复的关键技术(如“临场感”)、当事人赋权以及咨询师和当事人双方对视频咨询的主动适应策略；未来进一步的研究还可比较对心理困扰较重的当事人进行视频咨询是否会影响咨询效果等等。

5　结论

本研究表明：(1)在症状相对较轻的高校大学生群体中，视频咨询具有良好的咨询效果，且与线下面询的效果相当；(2)类似地，视频咨询也能够建立相对稳固的工作同盟，进而影响咨询效果；(3)视频咨询中存在工作同盟裂痕-修复过程，这一过程是视频咨询的核心作用机制之一。基于自然情境的临床实践，本研究为视频咨询的有效性提供了新的证据，提示具有巨大便利性的视频咨询，具有灵活应用于多种场景的潜力，可为心理健康服务寻求者提供及时和有效的心理帮助。

参　考　文　献

Baldwin, S. A., Berkeljon, A., Atkins, D. C., Olsen, J. A., & Nielsen, S. L. (2009). Rates of change in naturalistic psychotherapy: Contrasting dose-effect and good-enough level models of change. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *77*(2), 203−211. https://doi.org/10.1037/a0015235

Bian, C.-D., He, Y.-Y., Qian, J., Wu, W.-Y., & Li, C.-B. (2009). The reliability and validity of a modified Patient Health Questionnaire for screening depressive syndrome in general hospital outpatients. *Journal of Tongji University (Medical Science)*, *30*(5), 136−140.

[卞崔冬, 何筱衍, 钱洁, 吴文源, 李春波. (2009). 患者健康问卷抑郁症状群量表在综合性医院中的应用研究. *同济大学学报(医学版)*, *30*(5), 136−140.]

Bischoff, R. J., Hollist, C. S., Smith, C. W., & Flack, P. (2004). Addressing the mental health needs of the rural underserved: Findings from a multiple case study of a behavioral telehealth project. *Contemporary Family Therapy*, *26*(2), 179−198. https://doi.org/10.1023/B:COFT.0000031242.83259.fa

Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, *16*(3), 252−260. https://doi.org/10.1037/h0085885

Bordin, E. S. (1994). *Theory and research on the therapeutic working alliance: New directions*. John Wiley & Sons.

Chen, N., & Liu, H.-Y. (2015). Comparison of methods addressing MNAR missing data when fitting a latent growth model: Selection model and ML. *Journal of Psychological Science, 38*(2), 446−451.

[陈楠, 刘红云. (2015). 基于增长模型的非随机缺失数据处理: 选择模型和极大似然方法. *心理科学, 38*(2), 446−451.]

Day, S. X., & Schneider, P. L. (2002). Psychotherapy using distance technology: A comparison of face-to-face, video, and audio treatment. *Journal of Counseling Psychology*, *49*(4), 499−503. https://doi.org/10.1037//0022-0167.49.4.499

Eubanks, C. F., Lubitz, J., Muran, J. C., & Safran, J. D. (2019). Rupture resolution rating system (3RS): Development and validation. *Psychotherapy Research*, *29*(3), 306−319. https://doi.org/10.1080/10503307.2018.1552034

Evans, C., Connell, J., Barkham, M., Margison, F., McGrath, G., Mellor-Clark, J., & Audin, K. (2002). Towards a standardised brief outcome measure: Psychometric properties and utility of the CORE-OM. *The British Journal of Psychiatry*, *180*(1), 51−60. https://doi.org/10.1192/bjp.180.1.51

Falkenström, F., Granstrom, F., & Holmqvist, R. (2013). Therapeutic alliance predicts symptomatic improvement session by session. *Journal of Counseling Psychology*, *60*(3), 317−328. https://doi.org/10.1037/a0032258

Falkenström, F., Hatcher, R. L., Skjulsvik, T., Larsson, M. H., & Holmqvist, R. (2015). Session alliance inventory—patient version. *Psychological Assessment*. https://doi.org/

https://doi.org/10.1037/t39594-000

Fernandez, E., Woldgabreal, Y., Day, A., Pham, T., Gleich, B., & Aboujaoude, E. (2021). Live psychotherapy by video versus in-person: A meta-analysis of efficacy and its relationship to types and targets of treatment. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, *28*(6), 1535−1549. https://doi.org/10.1002/cpp.2594

Fernández-Álvarez, J., & Fernández-Álvarez, H. (2021). Videoconferencing psychotherapy during the pandemic: Exceptional times with enduring effects? *Frontiers in Psychology*, *12*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.589536Fluckiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E., & Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy*, *55*(4), 316−340. https://doi.org/10.1037/pst0000172

Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., & Grasman, R. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological methods*, *20*(1), 102−116. https://doi.org/10.1037/a0038889

He, Y.-Y., Li, C.-B., Qian, J., Cui, H.-S., & Wu, W.-Y. (2010). Reliability and validity of a generalized anxiety disorder scale in general hospital outpatients. *Shanghai Archives of Psychiatry*, *22*(4), 200−203.

[何筱衍, 李春波, 钱洁, 崔海松, 吴文源. (2010). 广泛性焦虑量表在综合性医院的信度和效度研究. *上海精神医学*, *22*(4), 200−203.]

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1−55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Jennings, L., & Skovholt, T. M. (1999). The cognitive, emotional, and relational characteristics of master therapists. *Journal of Counseling Psychology*, *46*(1), 3−11. https://doi.org/10.1037/0022-0167.46.1.3

Jiang, G.-R. (2012). *Xinli zixun de lilun yu shiwu[Theory and practice of psychological counseling]*. Beijing: Higher Education Press.

[江光荣. (2012). *心理咨询的理论与实务*. 高等教育出版社.]

Kaiser, J., Hanschmidt, F., & Kersting, A. (2021). The association between therapeutic alliance and outcome in internet-based psychological interventions: A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, *114*. https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106512

Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ‐9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, *16*(9), 606−613. https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x

Larsson, M. H., Falkenström, F., Andersson, G., & Holmqvist, R. (2018). Alliance ruptures and repairs in psychotherapy in primary care. *Psychotherapy Research*, *28*(1), 123−136. https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1174345

Leibert, T., & Archer, J. J. (2006). An exploratory study of client perceptions of internet counseling and the therapeutic alliance. *Journal of Mental Health Counseling*, *28*(1), 69−83. https://doi.org/10.17744/mehc.28.1.f0h37djrw89nv6vb

Markowitz, J. C., Milrod, B., Heckman, T. G., Bergman, M., Amsalem, D., Zalman, H., ... Neria, Y. (2021). Psychotherapy at a distance. *American Journal of Psychiatry*, *178*(3), 240−246. https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2020.20050557

Matsumoto, K., Hamatani, S., & Shimizu, E. (2021). Effectiveness of videoconference-delivered cognitive behavioral therapy for adults with psychiatric disorders: Systematic and meta-analytic review. *Journal of Medical Internet Research*, *23*(12). https://doi.org/10.2196/31293

Morland, L. A., Mackintosh, M. A., Rosen, C. S., Willis, E., Resick, P., Chard, K., & Frueh, B. C. (2015). Telemedicine versus in-person delivery of cognitive processing therapy for women with posttraumatic stress disorder: A randomized noninferiority trial. *Depression and Anxiety*, *32*(11), 811−820. https://doi.org/10.1002/da.22397

Mulder, J. D., & Hamaker, E. L. (2021). Three extensions of the random intercept cross-lagged panel model. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *28*(4), 638−648. https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1784738

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide.* (8th ed.), Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

Norwood, C., Moghaddam, N. G., Malins, S., & Sabin-Farrell, R. (2018). Working alliance and outcome effectiveness in videoconferencing psychotherapy: A systematic review and noninferiority meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, *25*(6), 797−808. https://doi.org/10.1002/cpp.2315

Norwood, C., Sabin-Farrell, R., Malins, S., & Moghaddam, N. G. (2021). An explanatory sequential investigation of the working alliance as a change process in videoconferencing psychotherapy. *Journal of Clinical Psychology*, *77*(6), 1330−1353. https://doi.org/10.1002/jclp.23112

Reese, R. J., Mecham, M. R., Vasilj, I., Lengerich, A. J., Brown, H. M., Simpson, N. B., & Newsome, B. D. (2016). The effects of telepsychology format on empathic accuracy and the therapeutic alliance: An analogue counselling session. *Counselling and Psychotherapy Research*, *16*(4), 256−265. https://doi.org/10.1002/capr.12092

Richards, D. & Viganò, N. (2012). Online Counseling. In Z. Yan (Ed.), *Encyclopedia of Cyber Behavior* (pp. 699−713). IGI Global. https://doi.org/10.4018/978-1-4666-0315-8.ch059

Rochlen, A. B., Beretvas, S. N., & Zack, J. S. (2004). The online and face-to-face counseling attitudes scales: A validation study. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *37*(2), 95−111. https://doi.org/10.1080/07481756.2004.11909753

Safran, J. D., Muran, J. C., Samstag, L. W., & Stevens, C. (2001). Repairing alliance ruptures. *Psychotherapy: Theory, research, practice, training*, *38*(4), 406−412. https://doi.org/10.1037/0033-3204.38.4.406

Sammons, M. T., VandenBos, G. R., & Martin, J. N. (2020). Psychological practice and the COVID-19 crisis: A rapid response survey. *Journal of Health Service Psychology*, *46*(2), 51−57. https://doi.org/10.1007/s42843-020-00013-2

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, *6*(2), 461−464. https://doi.org/10.1214/aos/1176344136

Simpson, S., Bell, L., Knox, J., & Mitchell, D. (2005). Therapy via videoconferencing: A route to client empowerment? *Clinical Psychology & Psychotherapy*, *12*(2), 156−165. https://doi.org/10.1002/cpp.436

Simpson, S. G., & Reid, C. L. (2014). Therapeutic alliance in videoconferencing psychotherapy: A review. *Australian Journal of Rural Health*, *22*(6), 280−299. https://doi.org/10.1111/ajr.12149

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety

disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, *166*(10), 1092−1097. https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092

StataCorp. (2021). *Stata statistical software: Release 17*. College Station, TX: StataCorp LLC.

Sun, Q., Holmqvist Larsson, M., & Falkenström, F. (2021). Separating the effects of improvements and deteriorations in mechanisms on outcome using the asymmetric effects model. *Journal of Counseling Psychology*, *68*(6), 696−704. https://doi.org/10.1037/cou0000569

Sun, Q., Wu, C., Wang, C. D. C., Yu, L., & Falkenström, F. (2021). Alliance-outcome relation and progress feedback: Secondary data analyses of a randomized clinical trial study in China. *Psychotherapy Research*, *31*(2), 145−156. https://doi.org/10.1080/10503307.2020.1772517

Sun, Q.-W., Wu, C.-Z., Yu, L.-X., Wang, W.-X., & Shen, G.-C. (2021). Progress feedback and its effects on working alliance and treatment outcomes. *Acta Psychologica Sinica*, *53*(4), 349−361.

[孙启武, 吴才智, 于丽霞, 王巍欣, 沈国成. (2021). 阅读进度反馈信息对工作同盟和咨询效果的影响. *心理学报*, *53*(4), 349−361.]

Thompson-de Benoit, A., & Kramer, U. (2020). Work with emotions in remote psychotherapy in the time of Covid-19: A clinical experience. *Counselling Psychology Quarterly*, *34*(3−4), 368−376. https://doi.org/10.1080/09515070.2020.1770696

Wampold, B. E. (2015). How important are the common factors in psychotherapy? An update. *World Psychiatry*, *14*(3), 270−277. https://doi.org/10.1002/wps.20238

Watts, S., Marchand, A., Bouchard, S., Gosselin, P., Langlois, F., Belleville, G., & Dugas, M. J. (2020). Telepsychotherapy for generalized anxiety disorder: Impact on the working alliance. *Journal of Psychotherapy Integration*, *30*(2), 208−225. https://doi.org/10.1037/int0000223

Yang, W.-D., Li, X.-M., & Zhang, X.-Y. (2017). Four questions on “evidence” in evidence-based practice in psychotherapy. *Acta Psychologica Sinica*, *49*(6), 841−852.

[杨文登, 李晓苗, 张小远. (2017). 心理治疗循证实践中“证据”的四个基本问题. *心理学报*, *49*(6), 841−852.]

Zhang, Y., Hu, J., Evans, C., Jin, L. W., Wu, M. Y., Wang, C. Y., ... Chen, G. P. (2019). Psychometric properties of the Chinese version of the clinical outcomes in routine evaluation-outcome measure (CORE-OM). *British Journal of Guidance & Counselling*, *48*(2), 289−299. https://doi.org/10.1080/03069885.2019.1682120

Zhou, H., & Long, L. R. (2004). Statistical remedies for common method biases. *Advances in Psychological Scienc*, *12*(6), 942−950.

[周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, *12*(6), 942−950.]

Zhu, X., Jiang, G.-R., Yu, L.-X., & Wang, M. (2011). The structure of working alliance: A test based on two measurements. *Journal of Psychological Science*, *34*(4), 981−986.

[朱旭, 江光荣, 于丽霞, 王铭. (2011). 工作同盟的结构: 基于两种测量工具的检验. *心理科学*, *34*(4), 981−986.]

Videoconferencing counseling online will not weaken treatment outcomes: Evidence from comparison with face-to-face counseling in-person

SUN Qiwu[1,2], WANG Zhihuan[1], REN Zhihong[1,2], YU Lixia[1,2], WU Caizhi[1,3]

([1] *School of Psychology, Central China Normal University*;

[2] *Key Laboratory of Adolescent Cyberpsychology and Behavior* (*Central China Normal University*), *Ministry of Education;*

[3] *Key Laboratory of Human Development and Mental Health of Hubei Province, Wuhan* 430079, *China*)

Abstract

The COVID-19 pandemic has led to a shift from in-person face-to-face counseling (F2F) to online videoconferencing counseling (VCP), which poses the question: how does VCP affect treatment outcomes compared to F2F? Existing research has demonstrated the equivalence of VCP and F2F in terms of effectiveness. However, the working alliance, a key common factor in F2F, has been found to be lower in quality in VCP than in F2F in a recent meta-analysis. Moreover, only one study has examined the reciprocal relationship between working alliance and treatment outcomes in VCP at the within-patient level. The present study aims to (a) compare the treatment outcomes between VCP and F2F using longitudinal data from a naturalistic setting; and (b) explore the mutual influence of working alliance and treatment outcomes in VCP and F2F at the within-patient level.

This study was conducted in a counseling center of a university in central China, and participants were arranged to receive VCP or F2F. The final sample consisted of 525 college students, of whom 117 received VCP and 408 received F2F. The only difference between the two conditions was the mode of delivery (VCP vs. F2F). Participants completed the CORE-OM-10 before each session and the Session Alliance Inventory (SAI) after each session. They also completed the PHQ-9, GAD-7, and CORE-OM-34 at pre- and post-treatment. The data

from sessions 1 to 6 were analyzed using the Random Intercept Cross-Lagged Panel Model (RI-CLPM). A multi-group RI-CLPM comparison was conducted to examine the alliance-outcome relationship in VCP and F2F at the within-patient level.

The within-patient analysis revealed that SAI was a significant predictor of CORE-OM in the subsequent session, and CORE-OM was a significant predictor of SAI in the same session. The multi-group comparison indicated that the predictive effect of SAI on CORE-OM did not differ significantly between VCP and F2F. However, the working alliance quality in VCP was significantly lower than that in F2F after the first and the fourth sessions, but not after the other sessions. The post-treatment analysis, using Propensity Score Matching with pretest CORE-OM34, PHQ-9 and GAD-7 as predictor variables, showed no significant difference in PHQ-9, GAD-7, and CORE-OM34 between VCP (N = 89) and F2F (N = 336).

These findings indicate that VCP is as effective as F2F in reducing psychological distress, and that clients can establish a stable working alliance in VCP over time, even if they initially experience difficulties in adapting to the online mode. Moreover, the reciprocal influence of working alliance and treatment outcomes in VCP is similar to that in F2F. This study offers empirical support for the use of VCP, especially in the context of the COVID-19 pandemic.

Keywords online videoconferencing counseling (VCP), in-person face-to-face counseling (F2F), working alliance, treatment outcomes, Random Intercept Cross-Lagged Panel Model (RI-CLPM)

附录 1：知情同意书

服务申请和授权书

(请仔细阅读以下文字，并签字确认)

1、心理咨询是咨询师和来访者之间建立的一种专业助人关系，其目标是使来访者从咨询师提供的专业服务中获益。中心向本校正式注册的学生提供专业心理咨询服务，不提供精神障碍的诊断、治疗、处方开具、医疗证明开具和心理治疗服务。

2、我了解该中心的性质、职能及服务资格；我申请并授权该中心及其工作人员，按照专业规范与机构的规定，为我提供相应的心理健康服务，包括但不限于初始评估、个别或团体咨询及有关过程与效果的信息采集、紧急情况下的心理援助或干预，转介医学诊断或治疗等。

3、在中心接受服务时，我可以接受工作人员的推荐或自主挑选咨询师为我提供服务；我有权利和咨询师谈论任何问题；我也有权在必要的时候，主动提出中止在中心的心理咨询。

4、中心在提供专业服务时严格遵守保密原则，不经我同意，中心将不会把我的有关信息透露给第三方。这一保密规定的例外情况为：(1)法律规定需要披露时，(2)当我有自杀或伤人的严重危险时，(3)当我的心理、情绪严重失控或自知力严重受损，需要心理咨询外的其他帮助时；(4)不具备完全民事行为能力的未成年人等受到性侵犯或虐待时。

5、我了解中心对所提供的服务负有质量监管责任，同意在有以上例外情况时，将我的风险信息上报心理中心专职咨询师或中心负责人。

6、为了不断提高咨询实践水平，更好地帮助来访者，中心的专业人员可以按照专业规范，在隐去可识别的个人信息的前提下，将咨询的情况用于寻求专家的指导与督导、案例讨论、学术研究。对此我的选择是(请在选项前打√)：☐ 同意； ☐ 不同意。

7、为规范地提供专业服务，加强质量管理，中心需对所有预约、评估与咨询的过程进行记录(包括但不限于电子数据、纸质资料、声音及图像资料)。这些记录是中心提供专业服务的专业档案，将在中心得到严密的监控和保管；且不会进入个人人事档案；中心定时对上述记录进行归档整理、数据统计和科学研究。学生毕业离校后定时销毁。我了解上述记录的作用，不要求将这些档案带离中心。对此我的选择是(请在选项前打√)：☐ 同意； ☐ 不同意。

8、如无特别约定，咨询师和我皆不得对心理咨询会谈过程进行录音录像。为寻求专业督导、保障服务质量，咨询师如需录音录像的，会和我另行签订知情同意协议。

9、我了解中心对所提供服务的收费标准，并同意遵守这些约定。我了解中心的服务是在约定的时间、地点进行的；如果我无故失约，或未在 24 小时前告知并取消预约，我同意按照中心的规定，不退还资源占用费及咨询费，且一个月内不安排预约；迟到时不要求中心补足咨询时间。

10、如果我是来访者的监护人，我同意中心按照专业规范，不向我通报被监护人的会谈信息。此条的例外情况是保密例外所述情形；以及咨询师认为有必要时。

我已经阅读了这个服务申请和授权书，了解中心的有关规定。我理解并同意这些规定。

签名：